

LA DISTRIBUCIÓN DEL TAMAÑO DE LAS CIUDADES EN ESPAÑA, 1900-1999*

LUIS LANASPA
ANA MARÍA PERDIGUERO
FERNANDO SANZ
Universidad de Zaragoza

En este trabajo se aborda el análisis de la distribución estadística del tamaño de las ciudades, desde un punto de vista aplicado, para el caso español y durante el periodo 1900-1999. Para ello se parte de la especificación econométrica de la distribución de Pareto y de la ley de Zipf, que es un caso particular de la primera. La introducción de términos no lineales en las ecuaciones relevantes permite asimismo explorar la existencia de comportamientos no paretianos en la distribución. El resultado principal es claro, y se llega a él desde distintos planteamientos empíricos: la estructura urbana española experimenta un profundo cambio en su evolución alrededor de mediados de los años setenta. Coincidiendo con la etapa democrática, la distribución se vuelve más igualitaria y se produce una correlación negativa entre mejoras relativas en el *ranking* de las ciudades y el tamaño de las mismas.

Palabras clave: estructura urbana española, distribución de Pareto, ley de Zipf.

Clasificación JEL: R11, R12.

¿Por qué existen las ciudades?, ¿qué determina su tamaño?, ¿por qué las ciudades difieren en su población?¹ En general, si existen áreas urbanas es porque los agentes obtienen algún tipo de ventaja derivada de concentrar consumidores y empresas en el espacio. Así, en las ciudades las posibilidades de encontrar empleo son mayores, los individuos tienen un acceso más fácil a una superior variedad de bienes (privados y también públicos) y en ellas se producen con mayor intensidad los desbordamientos de información que surgen de las interacciones personales y que se concretan en la aparición de efectos externos de tipo tecnológico. Podemos formularnos una pregunta adicional: ¿por qué son importantes las ciudades como para que merezca la pena

(*) Los autores agradecen los comentarios de tres evaluadores anónimos, que han permitido mejorar sustancialmente el contenido final del trabajo.

(1) Véanse, entre otros, Henderson (1988), Glaeser (1998) y O'Sullivan (2000).

dedicar esfuerzo a su estudio? Porque en las ciudades es donde tiene lugar el desarrollo económico y el crecimiento y porque ellas son las protagonistas de la evolución de las sociedades y del cambio estructural [véase Vázquez (1999)].

Una de las cuestiones que más ha atraído a los economistas urbanos es el análisis de la distribución de los tamaños de las ciudades y de su evolución en el tiempo. Se trata de un tema difícil, por cuanto está sometido a complejos comportamientos dinámicos, en los cuales se producen fluctuaciones e interacciones de forma continua. El origen de este tipo de trabajos debe buscarse en el estudio de la distribución de rentas y de empresas llevado a cabo, respectivamente, por Pareto (1896) y Gibrat (1931). Es precisamente la distribución estadística de Pareto, también denominada ley potencial, la más utilizada para describir la distribución de la dimensión de las ciudades. Si denotamos por T el tamaño de las ciudades y por R el rango, una ley potencial vincula tamaño y rango de la siguiente forma: $R(T) = aT^{-b}$, siendo a y b parámetros.

No se debe menospreciar la capacidad explicativa de la anterior expresión, por cuanto, además de en economía urbana, se ha aplicado profusamente en biología, física o lingüística². Un caso particular ha alcanzado especial difusión; en efecto, si $b=1$ aparece la denominada ley de Zipf (1949), que ha generado una vasta literatura, tanto de carácter empírico para verificar su cumplimiento con datos de población de ciudades [véanse Rosen y Resnick (1980), Guérin-Pace (1995), Eaton y Eckstein (1997)], como para explorar sus fundamentos teóricos [véanse Simon (1955), Brakman *et al.* (1999), Gabaix (1999)].

Este trabajo estudia la distribución del tamaño de las ciudades españolas y su evolución temporal durante el siglo veinte. Este ejercicio es relevante por dos motivos. En primer lugar, porque, hasta donde conocemos, este análisis empírico sólo ha sido abordado para España con anterioridad por Lasuén *et al.* (1967), haciéndose necesaria una actualización de sus conclusiones. En segundo lugar, porque los resultados obtenidos muestran que un importante cambio se ha producido en la estructura urbana española a mediados de los setenta: hasta esa fecha, por un lado, la distribución, globalmente considerada, es cada vez menos igualitaria y, por otro lado, las ciudades grandes crecen a mayores tasas y también es en esa zona de la distribución donde la desigualdad es mayor; a partir de los setenta los resultados son justamente los contrarios: la distribución evoluciona hacia una mayor igualdad y son las ciudades medianas y pequeñas las que crecen a mayores tasas y en las que la desigualdad es superior.

El papel se articula como sigue. En la sección siguiente se presentan brevemente los fundamentos teóricos de los modelos de economía urbana y se formula la distribución de Pareto y la ley de Zipf. En el segundo apartado se lleva a cabo la aplicación empírica. Finalmente, las conclusiones cierran el trabajo.

(2) Así, fenómenos tan dispares como la distribución del número de veces que aparecen distintas palabras en un libro, la intensidad de los terremotos, el tamaño de los meteoritos, la intensidad barométrica en la atmósfera o el caudal de los ríos siguen leyes potenciales [véase Gell-Mann (1994) y Krugman (1995, 1996)].

1. LA DISTRIBUCIÓN DE PARETO Y LA LEY DE ZIPF

La distribución del tamaño de las ciudades, tal y como señala Richardson (1973), presenta peculiaridades propias por cuanto se trata de distribuciones fuertemente asimétricas. En efecto, hay muchas ciudades de tamaño pequeño y sólo unas pocas ciudades grandes, de forma que el número de ciudades en cada clase decrece conforme aumenta la dimensión que caracteriza a esa clase. La configuración espacial de equilibrio, que define el número y tamaño de los núcleos urbanos, puede entenderse como el resultado de un proceso en el que participan dos tipos de fuerzas opuestas, esto es, fuerzas centrípetas o de aglomeración y fuerzas centrífugas o de dispersión. El correspondiente equilibrio espacial es el resultado de una compleja interacción de fuerzas que empujan y tiran de consumidores y empresas hasta que nadie puede encontrar una localización mejor. La literatura ha considerado las siguientes fuerzas:

Fuerzas centrípetas	Fuerzas centrífugas
– Ventajas naturales (puertos, nodos)	– Factores inmóviles dispersos
– Externalidades pecuniarias	– Congestión, polución
• Mercado local amplio	– Precio vivienda/suelo
• Mercado de trabajo conjunto	– Costes de desplazamiento
– Externalidades tecnológicas	– Competencia entre empresas

De la tensión entre estas fuerzas se puede deducir un sistema jerárquico de ciudades, tal y como se observa en la realidad, en el cual los diferentes núcleos tienen diferente tamaño y se especializan en un abanico de bienes que es, a su vez, distinto. Una posible explicación teórica de este hecho, de entre varias teorías alternativas, puede deducirse del trabajo de Henderson (1974 y 1980). La argumentación es como sigue. Las economías externas son específicas de cada sector, mientras que las deseconomías tienden a depender del tamaño global de la ciudad. En estas circunstancias, dado que hay deseconomías, no tiene sentido ubicar en un mismo núcleo industrias que no presentan *spillovers* positivos mutuos. Por tanto, cada ciudad se especializa en una sola industria o, cuando menos, en un número limitado de ellas. Como el alcance o magnitud de las economías externas varía mucho de un sector a otro, encontraremos ciudades de diferentes tamaños dependiendo de en qué sectores estén especializadas.

Por las características antes reseñadas, el número de distribuciones estadísticas que se han empleado en la literatura para acomodarse a las estructuras urbanas es escaso. Fundamentalmente han sido tres: distribución lognormal, distribución de Pareto y un caso particular de esta última como es la regla del rango-tamaño, popularmente conocida como ley de Zipf.

Como ya hemos apuntado en la introducción, la distribución del tamaño de las ciudades sigue una distribución de Pareto o se acomoda a una ley potencial si:

$$R(T) = aT^{-b} \quad [1]$$

donde R es el rango o número de ciudades con población T o superior, T es la población de las ciudades y a y b son parámetros, denominándose el último *exponente de Pareto*, que por construcción es siempre positivo. Es el valor de b el que genera una distribución de los tamaños de las ciudades más o menos igualitaria. Cuanto mayor es b , las ciudades son más iguales en su población. Cuando b es la unidad obtenemos la conocida regla del rango-tamaño o ley de Zipf, que viene a postular que si la primera ciudad de un área geográfica tiene, digamos, un millón de habitantes, la segunda tiene medio millón, la tercera trescientos treinta y tres mil y así sucesivamente. En definitiva, el *exponente de Pareto* puede interpretarse como un índice de metropolización [véase Suárez-Villa (1988)], de forma que valores decrecientes en el tiempo indican papeles relativamente más importantes para las mayores ciudades y, por tanto, mayor concentración metropolitana; por el contrario, una tendencia creciente representa una mayor dispersión de la población fuera de las grandes áreas metropolitanas y una distribución más equilibrada entre lugares urbanos de diferentes tamaños.

La presunción es que la evolución temporal del *exponente de Pareto* presenta forma de U en los países desarrollados [véase Parr (1985)], mientras que en los países en vías de desarrollo tiene una tendencia decreciente. Veamos cuáles son los resultados para el caso español.

2. DATOS Y ESTIMACIÓN

2.1. Base de datos

Los datos han sido tomados del Instituto Nacional de Estadística (www.ine.es) para los años 1900, 1910, 1920, 1930, 1940, 1950, 1960, 1970, 1981, 1991 y 1999, el último periodo disponible. Se recogen poblaciones municipales de hecho en todos los años excepto en 1999, periodo para el cual sólo hay datos de población de derecho³. Queremos incidir en que se trata de poblaciones municipales, ya que así es como presenta la información el INE. Esto hace que a veces sea problemático identificar población municipal con población de la ciudad más representativa del municipio, por cuanto hay ciudades que abarcan varios municipios colindantes (Madrid o Barcelona, por ejemplo) o, en un mismo municipio, pueden existir varios núcleos, alguno de carácter rural. No obstante, una vez aclarado este importante punto, en todo el artículo hablaremos de ‘ciudades’.

Una cuestión relevante a dilucidar es la relativa al tamaño muestral a emplear. Los trabajos de Rosen y Resnick (1980), Guérin-Pace (1995), Urzúa (2000) y Candeal, Montañés y Olloqui (2002) ponen de manifiesto la sensibilidad de los resultados al tamaño muestral utilizado. Para dar robustez a las conclusiones hemos tomado para cada año cuatro tamaños muestrales (N): las mayores 100, 300, 500 y 700 ciudades españolas. El cuadro 1 ofrece el número de habitantes de la última ciudad tomada, para cada tamaño muestral y año.

(3) Para el año 1991, y sólo para él, disponemos de datos tanto de la población de hecho como de la de derecho. Realizados los análisis empíricos con ambos tipos de datos los resultados son prácticamente coincidentes, de forma que podemos deducir que la distinción entre poblaciones de hecho y de derecho no produce sesgo alguno en las conclusiones.

Cuadro 1: MILES DE HABITANTES DE LA ÚLTIMA CIUDAD DE CADA TAMAÑO MUESTRAL (100, 300, 500 Y 700) Y AÑO

	1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981	1991	1999
100	15,95	17,32	18,75	21,33	24,67	25,27	28,21	39,15	51,99	53,48	56,74
300	8,00	8,96	9,47	10,07	11,03	11,77	12,66	13,93	16,75	17,98	20,02
500	5,57	6,11	6,51	7,05	7,76	8,23	8,84	9,87	10,85	11,64	12,65
700	3,71	4,07	4,33	4,93	5,32	5,71	6,62	7,17	7,58	8,07	8,90

2.2. Aplicación de la distribución de Pareto al caso español

En esta sección vamos a presentar los resultados de la estimación de (1) para España en su formato linealizado doble logarítmico:

$$\ln R = \ln a - b \ln T \quad [2]$$

Estos resultados se recogen en el cuadro 2, en el que figuran las estimaciones de b para $N=100$ (para el resto de tamaños muestrales no cambian significativamente los resultados. Véase al respecto el gráfico 2). Asimismo, el gráfico 1 muestra la relación entre $\ln R$ y $\ln T$ para varios años representativos con $N=300$. Los grados de ajuste, que no se ofrecen, son óptimos, con un R^2 que oscila entre 0,98 y 0,99, siendo siempre el *exponente de Pareto* muy significativo. Respecto al cumplimiento estricto de la ley de Zipf ($b=1$) podemos concluir que las estimaciones de dicho parámetro son siempre estadísticamente diferentes a uno (los resultados de este contraste no se muestran). En consecuencia, para el caso español encontramos evidencia a favor de que la citada “ley” simplemente no se verifica.

Más interés, por su superior contenido económico, tiene el análisis de la evolución temporal de las estimaciones del parámetro de metropolización b . El gráfico 2 permite visualizar de forma rápida esta evolución.

Como era de esperar su evolución presenta forma de U, alcanzando el mínimo en 1970 para un tamaño muestral de 100 y en 1981 para el resto de tamaños muestrales⁴. La interpretación de este hecho es clara: desde principios de siglo

Cuadro 2: ESTIMACIONES DEL EXPONENTE DE PARETO B PARA N=100

1900	1910	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1981	1991	1999
1,315*	1,306*	1,272*	1,235*	1,199*	1,164*	1,126*	1,124*	1,172*	1,214*	1,241*

(*) Significativo al 5%.

(4) A instancias de un evaluador, hemos verificado si las conclusiones que se derivan de las estimaciones de b son robustas a un planteamiento muestral alternativo en el que, en lugar de fijar el número de ciudades, lo que se fija es un tamaño mínimo a partir del cual un núcleo de población es considerado ciudad. La respuesta a la robustez es afirmativa, obteniéndose de nuevo una evolución temporal en forma de U.

Gráfico 1: RELACIÓN ENTRE $\ln R$ Y $\ln T$. DE IZQUIERDA A DERECHA 1900, 1920, 1940, 1960, 1981 Y 1999 CON $N=300$

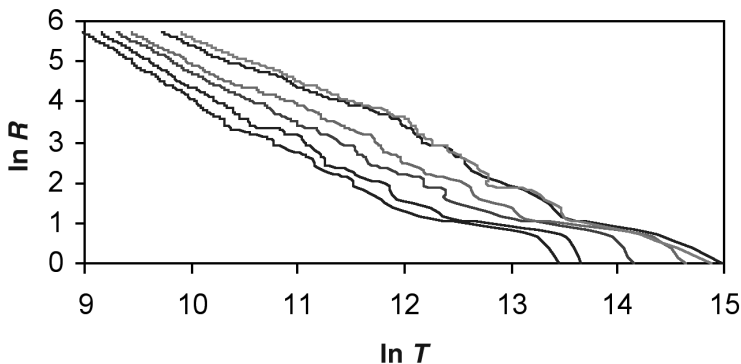
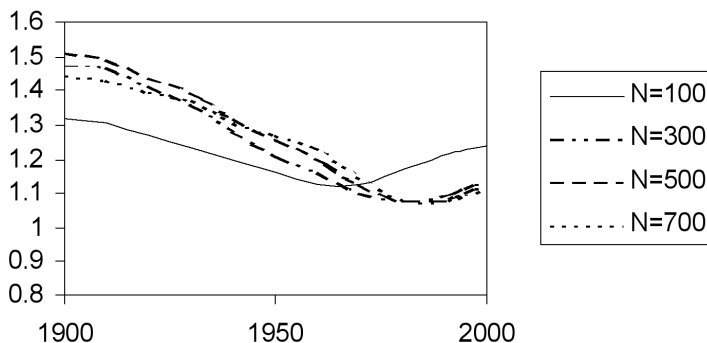


Gráfico 2: EVOLUCIÓN TEMPORAL DE LAS ESTIMACIONES DEL EXPONENTE DE PARETO



hasta esas fechas la distribución del tamaño de las ciudades es cada vez más divergente; a partir de los años setenta-ochenta la distribución se vuelve cada vez más igualitaria, comenzando antes este proceso para la parte alta de la distribución ($N=100$). En un apéndice se completa este primer estudio sobre la evolución en el tiempo de la desigualdad en la distribución con medidas clásicas como el índice de Gini, el de Herfindahl o el de redundancia relativa de Theil. Como se puede comprobar en dicho apéndice, los resultados corroboran los ya descritos a partir de las estimaciones del *exponente de Pareto*.

Asimismo, según se observa en el gráfico 2, para 1970 los valores de \hat{b} son aproximadamente iguales para todo N. Hasta entonces los valores de \hat{b} para N=100 van por debajo de los de los demás tamaños muestrales; dicho de otra forma, son las ciudades más pequeñas (con N \geq 300) las que introducen o generan mayor igualdad en la distribución. A partir de los setenta los valores de \hat{b} para N=100 van significativamente por encima, de suerte que es ahora en las ciudades grandes y medianas donde se produce una mayor igualdad.

En resumen, a la luz de este primer análisis podemos extraer una conclusión que va a aparecer regularmente a lo largo de todo el trabajo: la existencia de una ruptura en la evolución de la estructura urbana de nuestro país hacia los años setenta-ochenta, coincidiendo aproximadamente con el inicio de la etapa democrática⁵.

2.3. Aplicación de distribuciones no paretianas

En general, las distribuciones paretianas se ajustan razonablemente bien a la distribución del tamaño de las ciudades. Sin embargo, se puede plantear la posibilidad de que la relación entre rango y tamaño no sea únicamente lineal (véase el gráfico 1, en el que aparecen tramos con curvatura). Las no linealidades se van a introducir de dos formas diferentes, que permiten explotar resultados de carácter complementario: se trata de la propuesta por Rosen y Resnick (1980) y de la tomada de Fan y Casetti (1994).

2.3.1. Especificación de Rosen y Resnick (1980)

Estos autores expresan la ecuación [2] de la siguiente manera:

$$\ln R = \ln a' + b' \ln T + c' (\ln T)^2 \quad [3]$$

El parámetro a' es positivo y b' es negativo, si bien el parámetro clave es ahora c' , que representa la derivada segunda de $\ln R$ respecto a $\ln T$ y que se interpreta de la siguiente manera. Si c' es positivo (negativo) la evolución temporal del tamaño de las ciudades está positivamente (negativamente) correlacionada con su dimensión, produciéndose un crecimiento divergente (convergente). Finalmente, si c' es nulo tenemos una evolución paralela y se cumple la denominada ley de Gibrat.

¿Qué tipo de evolución –divergente, convergente o paralela– se ha producido en España durante el siglo veinte? En el cuadro 3 se puede encontrar la respuesta.

El parámetro c' es casi siempre significativo y el grado de ajuste es muy elevado, con valores de R^2 , no presentados, superiores a 0,99. A lo largo de poco más de los dos tercios del siglo pasado se fraguó un proceso de concentración de población en las mayores ciudades, que crecían a un ritmo superior ($\hat{c}' > 0$). Entre 1970 y 1981 se produce un punto de inflexión en dicho proceso que lleva a la estructura urbana a experimentar a partir de esa fecha una evolución de signo con-

(5) Evidentemente, la ausencia de datos anuales nos impide precisar la fecha exacta de tal cambio en el comportamiento.

Cuadro 3: ESTIMACIONES DEL PARÁMETRO c' EN [3]

	N=100	N=300	N=500	N=700
1900	0,1305*	0,1184*	0,0852*	0,0070
1910	0,1073*	0,1164*	0,0797*	0,0060
1920	0,0943*	0,0976*	0,0699*	0,0120*
1930	0,1023*	0,0860*	0,0734*	0,0304*
1940	0,0523*	0,0525*	0,0541*	0,0245*
1950	0,0379*	0,0355*	0,0519*	0,0371*
1960	0,0199	0,0256*	0,0410*	0,0471*
1970	0,0178	0,0024	0,0145*	0,0248*
1981	-0,0152	-0,0364*	-0,0196*	-0,0124*
1991	-0,0190	-0,0491*	-0,0311*	-0,0255*
1999	-0,0266	-0,0513*	-0,0326*	-0,0295*

(*) Significativo al 5%.

trario, consistente en una desaceleración o estancamiento en el crecimiento de las grandes urbes y un mayor dinamismo de las ciudades intermedias y pequeñas ($\hat{c}' < 0$).

2.3.2. Especificación de Fan y Casetti (1994)

A partir de la regla del rango-tamaño dada en (2), estos autores estiman lo que denominan ‘regla del rango-tamaño expandida’:

$$\ln R = \ln a - b \ln T \quad -b = b_0 + b_1 T \quad [4]$$

con lo cual el modelo finalmente estimado resulta ser:

$$\ln R = \ln a + b_0 \ln T + b_1 T \ln T \quad [5]$$

El parámetro a es positivo y el parámetro b_0 es negativo, si bien el parámetro clave es ahora b_1 , puesto que su signo indica cómo afecta T al *exponente de Pareto*. Así, si \hat{b}_1 es positivo implica que conforme aumenta T , $(-b)$ sigue siendo negativo pero más pequeño en valor absoluto, indicando que la desigualdad en la distribución del tamaño de las ciudades crece con T . Por el contrario, si \hat{b}_1 es negativo la desigualdad decrece con el tamaño. El cuadro 4 ofrece los resultados referentes a \hat{b}_1 .

Analizando los casos en los que \hat{b}_1 es significativo, de nuevo algo acontece en la década de los setenta que supone una ruptura. Hasta entonces \hat{b}_1 es positivo, indicando que la desigualdad es superior en la parte alta de la distribución. Luego, \hat{b}_1 se vuelve negativo, de forma que ahora la desigualdad decrece con el tamaño de las ciudades.

Cuadro 4: ESTIMACIONES DEL PARÁMETRO b_1 EN (5)

	N=100	N=300	N=500	N=700
1900	1,65E-07*	2,21E-07*	2,13E-07*	1,18E-07*
1910	1,32E-07*	1,91E-07*	1,81E-07*	1,01E-07*
1920	1,02E-07*	1,39E-07*	1,35E-07*	8,62E-08*
1930	8,62E-08*	1,02E-07*	1,07E-07*	8,31E-08*
1940	4,38E-08*	5,65E-08*	6,64E-08*	5,29E-08*
1950	2,99E-08*	3,20E-08*	4,47E-08*	4,33E-08*
1960	1,89E-08*	1,97E-08*	2,78E-08*	3,36E-08*
1970	1,18E-08*	5,81E-09*	8,99E-09*	1,30E-08*
1981	3,99E-09	-8,84E-09*	-7,97E-09*	-7,27E-09*
1991	3,57E-09	-1,28E-08*	-1,29E-08*	-1,37E-08*
1999	2,34E-09	-1,38E-08*	-1,37E-08*	-1,55E-08*

(*) Significativo al 5%.

Procesando toda la información de este apartado 2.3 podemos deducir que las conclusiones cuadran: de 1900 a 1970-80 las ciudades mayores crecen más deprisa y, por tanto, son susceptibles de producir una superior desigualdad en la distribución. Por el contrario, en las dos últimas décadas del siglo, son las ciudades pequeñas y medianas las que progresan a mayores tasas y en las que la desigualdad es mayor.

3. CONCLUSIONES

Uno de los temas clásicos en economía urbana ha sido y es el estudio, tanto a nivel teórico como empírico, de la distribución estadística del tamaño de las ciudades en una determinada área geográfica de referencia. En este trabajo se aborda dicha problemática, desde un punto de vista aplicado, para el caso español y durante el periodo 1900-1999. Para ello se parte de la especificación econométrica de la distribución de Pareto y de la ley de Zipf, que es un caso particular de la primera. Se concluye que dicha ley simplemente no se cumple para España, lo cual no implica que no se obtenga una distribución de Pareto. Por último, la introducción de términos no lineales en las ecuaciones relevantes permite explorar la existencia de comportamientos no paretianos en la distribución.

El resultado principal es claro, y se llega a él desde distintos planteamientos empíricos: la estructura urbana española experimenta un profundo cambio en su evolución alrededor de mediados de los años setenta. Hasta esa fecha la distribución es cada vez menos igualitaria, de forma que se acentúan las diferencias entre los tamaños de las ciudades, siendo éstas mayores en la parte alta (ciudades más grandes) de la distribución. En esos tres primeros cuartos de siglo existe, además, una correlación positiva entre variación de la población y dimensión de los nú-

cleos (las ciudades mayores crecen a mayores tasas). Todas estas conclusiones nos invitan a postular un proceso de urbanización en ese periodo de tipo jerárquico, según el cual las mayores ciudades-polos de desarrollo industrial son los principales beneficiarios de los intensos flujos de migración rural-urbana que se producen entre los años 50 y 70. Asimismo, el sistema político también favoreció el centralismo y la preeminencia de las capitales regionales frente al resto.

A mediados de los setenta, y hasta 1999, el panorama se altera y la concentración de la población en los mayores núcleos llega a su tope. La distribución de los tamaños de las ciudades se vuelve en su conjunto menos desigual, de forma que son las aglomeraciones pequeñas y medianas las que ahora crecen más deprisa. Sin duda, el declive de las ciudades esencialmente industriales que se produce en los años 70 y la aparición de nuevos espacios industriales y, sobre todo, de ciudades de servicios en los 80 y 90 son factores explicativos de este cambio en la estructura urbana. Es posible, como señala Vázquez (1999), que estemos asistiendo al tránsito de una estructura urbana jerárquica a otra caracterizada por una red de ciudades; en esta última la disposición piramidal se sustituye por otra horizontal en la que existen varios centros y aparecen jerarquías múltiples.

Asimismo, tenemos la convicción, si bien no está soportada por los hallazgos empíricos de este trabajo, de que la estructura urbana española está cambiando *ahora mismo* a una velocidad apreciable. A nuestro juicio, son dos los principales factores que alteran el paisaje y que pueden conducir a una nueva estructura urbana ya en el siglo veintiuno. De un lado, la construcción de la red de ferrocarril rápido a nivel nacional, que modificará sin duda el *status quo* existente. De otro, los flujos migratorios relevantes no son ahora tanto los internos, que se han amortiguado respecto a los de los años 60, sino los que proceden de fuera de nuestras fronteras y que pueden cambiar sustancialmente la población de las zonas receptoras más importantes.

Para finalizar, somos conscientes de que el análisis empírico llevado a cabo, para el caso español, sobre la distribución del tamaño de las ciudades y su evolución temporal es un buen punto de partida para trabajos posteriores, de carácter quizá teórico o que busque explicaciones desde un punto de vista más económico. Sin embargo, estos objetivos, aunque sin duda relevantes, quedan fuera de los que nos hemos propuesto alcanzar en este trabajo concreto.

APÉNDICE: OTRAS MEDIDAS DE DESIGUALDAD

Como complemento a las estimaciones del *exponente de Pareto*, en este apéndice vamos a presentar otros instrumentos para medir el grado de desigualdad en unos datos. En concreto, presentamos el índice de Gini, el de Herfindahl y el de redundancia relativa de Theil, para las mayores cien ciudades en cada periodo. Estos índices también se emplean como medidas de concentración de una distribución, de forma que cuanto mayor es el valor del índice mayor es la concentración y, por consiguiente, la desigualdad. El cuadro A.1 ofrece toda esta información.

Hasta 1970, año en el que los tres índices alcanzan el máximo, la desigualdad/concentración muestra una tendencia creciente, aunque con algún altibajo. En

Cuadro A.1: ÍNDICES DE DESIGUALDAD PARA LAS MAYORES CIEN CIUDADES

	Gini	Herfindahl	Theil
1900	0,304	0,039	0,129
1910	0,303	0,039	0,129
1920	0,295	0,042	0,138
1930	0,320	0,049	0,156
1940	0,295	0,044	0,148
1950	0,304	0,051	0,164
1960	0,373	0,058	0,178
1970	0,382	0,059	0,179
1981	0,295	0,046	0,146
1991	0,281	0,041	0,132
1999	0,273	0,038	0,123

consecuencia, hasta ese periodo la evolución de la distribución es de tipo divergente. A partir de 1970 y hasta 1999 los tres escalares presentan una tendencia inequívocamente decreciente, siendo 1999 el año en el que los tres llegan al mínimo. Por tanto, en este último cuarto del siglo la distribución se vuelve cada vez más igualitaria. Son resultados que corroboran los ya deducidos en el texto.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Brakman, S., H. Garretsen, C. Van Marrewijk y M. van den Berg (1999): "The Return of Zipf: Towards a Further Understanding of the Rank-Size Distribution", *Journal of Regional Science*, vol. 39, págs. 183-213.
- Candeal, J. C., A. Montañés e I. Olloqui, (2002): "Spurious Evidence in Favour of the Zipf's Law", mimeo, Universidad de Zaragoza.
- Eaton, J. y Z. Eckstein (1997): "Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan" *Regional Science and Urban Economics*, vol. 27, págs. 443-474.
- Fan, C. C. y E. Casetti (1994): "The Spatial and Temporal Dynamics of US Regional Income Inequality, 1950-1989", *Annals of Regional Science*, vol. 28, págs. 177-196.
- Gabaix, X. (1999): "Zipf's Law for Cities: An Explanation", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, págs. 739-767.
- Gell-Mann, M. (1994): *The Quark and the Jaguar*. New York: Freeman.
- Gibrat, R. (1931): *Les inégalités économiques*. París: Librairie du Recueil Sirey.
- Glaeser, E. L. (1998): "Are Cities Dying?", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12 (2): págs. 139-160.
- Guérin-Pace, F. (1995): "Rank-Size Distribution and the Process of Urban Growth", *Urban Studies*, vol. 32, págs. 551-562.
- Henderson, J. V. (1974): "The Sizes and Types of Cities", *American Economic Review*, vol. 64, págs. 640-656.

- Henderson, J. V. (1980): "Community Development: The Effects of Growth and Uncertainty", *American Economic Review*, vol. 70, págs. 894-910.
- Henderson, J. V. (1988): *Urban Development. Theory, Fact, and Illusion*. Oxford: Oxford university Press.
- Krugman, P. (1995): "Innovation and Agglomeration: Two Parables Suggested by City-Size Distributions", *Japan and the World Economy*, vol. 7, págs. 371-390.
- Krugman, P. (1996): "Confronting the Mystery of Urban Hierarchy", *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 10, págs. 399-418.
- Lasuén, J. R., A. Lorca y J. Oria (1967): "City-Size Distributions and Economic Growth", *Ekistics*, vol. 24, págs. 221-226.
- O'Sullivan, A. (2000): *Urban Economics*. Irwin/McGraw-Hill.
- Pareto, V. (1896): *Cours d'Economie Politique*. Geneva: Droz.
- Parr, J. (1985): "A Note on the Size Distribution of Cities over Time", *Journal of Urban Economics*, vol. 18, págs. 199-212.
- Richardson, H. W. (1973): "Theory of the Distribution of City Sizes: Review and Prospects", *Regional Studies*, vol. 7, págs. 239-251.
- Rosen, K. T. y M. Resnick (1980): "The Size Distribution of Cities: An Examination of the Pareto Law and Primacy", *Journal of Urban Economics*, vol. 8, págs. 165-186.
- Simon, H. (1955): "On a Class of Skew Distribution Functions", *Biometrika*, vol. 42, págs. 425-440.
- Suárez-Villa, L. (1988): "Metropolitan Evolution, Sectoral Economic Change, and the City Size Distribution", *Urban Studies*, vol. 25, págs. 1-20.
- Urzúa, C. M. (2000): "A Simple and Efficient Test for Zipf's Law", *Economics Letters*, vol. 66, págs. 257-260.
- Vázquez, A. (1999): "Globalización, dinámica económica y desarrollo urbano", *Papeles de Economía Española*, nº 80.
- Zipf, G. (1949): *Human Behavior and the Principle of Least Effort*. Cambridge, MA: Addison-Wesley.

Fecha de recepción del original: febrero, 2001

Versión final: diciembre, 2002

ABSTRACT

In this work we analyse the statistical distribution of the city size for the Spanish case during the period 1900-1999. To that end, we begin with the econometric specification of Pareto's distribution and Zipf's law, with the latter being a particular case of the former. The introduction of nonlinear terms in the relevant equations also allows us to explore the existence of nonparetian behaviour in the distribution. The main result, one that is obtained from different empirical approaches is clear, namely that the Spanish urban structure experienced a deep change in its evolution around the mid-1970's. Coinciding with the onset of democracy, distribution becomes more egalitarian and a negative correlation appears between movements in the ranking of cities and their size.

Key words: Spanish urban structure, Pareto's distribution, Zipf's law.

JEL classification: R11, R12.